# 실현변동성 예측력 향상에 관한 연구

유시용(중앙대학교, 경영학과; sy61@cau.ac.kr)

## 1. 서론

일반적으로 변동성(volatility)은 확률변수가 평균을 중심으로 어느 정도 멀리 이산되어 분 포하고 있는가를 측정하는 이산모수(dispersion parameter)이다. 주가수익률의 변동성은 주 가수익률 예측, 투자전략, 자산운용, 위험관리, 주가관련 파생상품의 가격책정 등에 있어서 매우 중요한 변수이다. 그래서 많은 학자들이 자산 수익률의 변동성에 관해서 많은 연구를 해오고 있다.

특히, 자산의 가격결정시 미래 위험요소를 반영함에 있어서도 변동성은 중요한 의미를 갖는다. Black-Scholes-Merton(BSM; Black and Scholes, 1973; Merton, 1973) 옵션가격결정모형에서 대부분의 모수는 실제 시장에서 관측가능하다. 즉, 기초자산 현재 가격, 행사가격, 이자율, 잔존만기의 변수들은 객관적으로 시장에서 관측가능하지만 주요 변수 중 하나인 변동성은 추정해야 될 모수이다. 따라서 옵션가격결정에 있어 변동성 예측은 중요한 역할을 하고 있다고 할 수 있다.

우리나라는 선진국이나 OECD국가 중에서 주가수익률의 변동성이 유난히 높다. 따라서 특히 우리나라의 경우 이러한 변동성에 대한 보다 정확한 예측이 필요하고, 예측력 향상을 위한 다양한 접근 및 연구가 필요하다고 하겠다.

기존의 많은 연구에서는 실현변동성을 예측함에 있어 우수한 방법이나 모형을 제시 및 검 증하고, 기존모형의 가정을 완화하여 실제 보다 가까운 방법을 찾아내는데 초점을 맞추었다. 하지만 이러한 방법들 중에서 특정 모형이 일관성 있게 우월성을 보이지 못하고 상이한 결 과를 보이고 있다. Jorion(1995), Christensen and Prabhala(1993)등의 연구에서는 과거변동성 에 비해 내재변동성이 정보우수성을 가진다고 주장하고, Canina and Figlewski(1993)등의 연구에서는 과거변동성의 정보우수성을 주장하고 내재변동성은 미래변동성과 아무런 상관관 계도 없다고 주장한다. 그리고 Day and Lewis(1992)의 연구에서는 혼재된 결과를 보고하여 어느 한쪽의 일방적인 주장을 부정하였다. 또한 Corrado and Miller(2005), 이재하ㆍ정제련 (2006)등의 연구에서는 변동성지수(VIX)의 예측력의 우수성을 주장한다. 이병근·황상원(2008) 의 경우, 모델프리 내재변동성(model-free implied volatility; MFIV)의 실현변동성에 대한 예 측력이 내재변동성이나 과거변동성보다 뛰어나다고 실증분석하였다. 엄영호·지현준·장운욱 (2008)은 월별 변동성지수 산정을 통해서 변동성지수의 실현변동성에 대한 예측력을 검증하 였다. 또한 측정오차나 비중심적률의 고차적률을 고려하는 경우, 변동성지수의 실제변동에 대한 기댓값의 불편성이 기각되지 않음 보였다.1) 유시용·고중양(2009)의 경우, 환율변동성, 국내 이자율변동성, 미국주식시장 변동성 등을 설명변수로 추가하여 실현변동성의 예측력을 제고시킬 수 있음을 보였다.2)

<sup>1)</sup> 이들는 변동성지수가 실현변동성의 편의된(biased) 기댓값이라는 결과는 측정오차나 중요변수의 누락 등으로 인한 계량경제학적인 문제을 가능성이 크다고 지적했다.

<sup>2)</sup> Jorion(1995)의 경우 수익률 자승의 평균을 이용하여 실현변동성을 계산하였고, Canina and Figlewski(1993)과 Christensen and Prabhala(1993)의 경우 표준편차를 이용하여 실현변동성을 계산하였다. 그리고 Day and Lewis(1992)은 수익률 자승과 분산, 두 가지 경우로 실현변동성을 계산하였다. Corrado and Miller(2005)와 이

본 연구에서 변동성은 변동성지수나 과거 일정기간동안의 수익률의 표준편차를 의미하며, GARCH모형의 변동성을 의미하지는 않는다. Aboura and Villa(1999), Carr and Wu(2006), Becker, Clements and White(2006), 엄영호·지현준·장운욱(2008) 등에서 언급된 바와 같이, GARCH모형의 변동성은 변동성지수에 비해서 설명력이 없다고 밝혀졌기 때문이다.

본 연구는 실현변동성의 예측력을 향상시키기 위해서, 기존의 과거변동성, 변동성지수, 국 내 채권시장, 외환시장 등의 변동성뿐만 아니라, 해외 주식시장의 변동성과 금리변동성도 고 려해보고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성하고자 한다. 제2장에서는 변동성에 관한 이론을 소개하고자하는데, 실현변동성, 과거변동성, 내재변동성, 변동성지수(VIX) 등에 관한 이론을 소개한다. 제3장에서는 실증분석에 사용되는 관련 자료에 대해 설명하고 기초통계를 소개하고, 실증분석을 실시하고자 한다. 제4장에서는 본 논문의 연구결과에 대한 요약과 그 의미 및 연구의한계와 향후과제 등을 논의하고자 한다.

## 2. 변동성에 관한 이론

2.1 실현변동성 및 역사적 변동성

### 2.1.1 실현변동성

기본적으로 변동성은 직접적으로 관찰되는 변수가 아니기 때문에, 변동성 추정 시에 항상 근본적으로 변수내오차문제(errors-in-variable problem)가 발생하게 된다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 고빈도 수익률의 제곱의 합으로 실현변동성을 측정하기도 한다. 실질적인 벤치마크로서 실현변동성을 많이 사용하는데, 이 실현변동성이 연속시간 상에서 이론적으로 뒷받침이 되기 때문이다. 실현변동성 계산에서 시간의 간격(△)이 영(0)에 접근하게 되면, 실현변동성은 상당히 일반적인 가정 하에서 실제(true; latent) 적분변동성에 대한 일치추정량이 된다는 것이다. 적분변동성은 순간 변동성을 해당 기간에 대해서 적분한 것이다 (Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys(ABDL), 2001, 2003; Barndorff-Nielsen and Shephard, 2001 등 참조). 즉, 주가가 기하브라운운동을 따를 때, 주가수익률의 일정 구간 [t, 1]에 대한 적분변동성(integrated volatility; INTV)은 다음과 같다:

$$INTV_t = \int_t^T \sigma_u^2 du$$
, (1)

여기서,  $t=t(0)\langle t(1)\langle \cdots \langle t(n-1) \langle t(n)=T^{\bigcirc ZH} \ [t,T]$  구간은 n개의 등간격 소구 간으로 분할되며, 등간격은 h=(T-t)/n이다. 여기서 각 등간격 소구간에 대한 주가수익률은 다음과 같이 계산된다:  $r_{t(i)}=\ln(S_{t(i)}/S_{t(i-1)})$ . 그리고 소구간의 주가수익률을 이용한 실현변동성은 다음과 같이 정의된다:3)

재하・정제련(2006)의 연구에서는 표준편차의 개념으로 실현변동성을 계산하였다.

<sup>3)</sup> 실현변동성은 통상 기준시점을 기준으로 미래로 일정구간에 대해서 정의되는 개념이지만, ABDL(2003)은 기준시점을 기준으로 과거로 일정구간에 대해서 실현변동성을 정의하였다. ABDL(2003)은 시점 t에서 h-일간의 실현변동성(h-day realized volatility)  $V_{t,h}$ 을 다음과 같이 정의하였다:

$$RV_t^2(T; n) = \sum_{i=1}^n r_{t(i)}^2$$
. (2)

주가가 구간 [t, T]에 걸쳐 실현되었다는 조건 하에서, 실현변동성은 수익률의 이차변량 (quadratic variation), 즉, 적분변동성에 대한 불편추정량이 된다. 따라서 수익률의 이차변량의 조건부 기대치는 미래 실현변동성의 조건부 기대치와 같게 된다:

$$E_t \left[ \int_t^T \sigma_t^2 dt \right] = E_t \left[ RV_t^2 (T; n) \right]. \tag{3}$$

위의 관계에서, 좌변의 적분변동성의 실현값을 직접적으로는 관찰할 수 없다. 하지만, 우변의 실현변동성의 실증적 추정치는 추정될 수 있다. 그래서 실현변동성의 추정값이 적분변동성에 대한 실증적 대리변수로 사용된다. 이차변량(quadratic variation)이론에 의해서(Protter, 2004), 시간의 간격이 영(0)으로 근접할 때( $h\rightarrow 0$ ), 고빈도 수익률 제곱( $p^2_{f(i)}$ )의 일정기간 동안의 합으로 정의된 실현변동성은 균등하게 확률적으로  $INTV_t$ 로 수렴한다.

실현변동성의 일치성은 고빈도자료의 시간의 간격이 충분이 작다는 것에 크게 의존한다. 그러나 실재 고빈도자료의 경우, 시간의 간격이 작아지지는 데는 한계가 있는 것이다. 그래서 실현변동성은 시간의 간격이 영(0)이 아니기 때문에, 측정오류가 발생하게 된다. 그래서 고빈도자료의 실증분석에서는 되도록 작은 구간의 자료를 선호하는 편이다.4)

정확한 변동성의 측정오류는 모형설정에 따라 다르겠지만, 일반적으로 하향 편기현상을 보이며, 무시하지 못할 정도로 클 수도 있는 것이다(Andersen and Bollerslev, 1998; Andersen, Bollerslev, and Meddahi, 2005). Andersen, Bollerslev, and Meddahi(2005)는 현 실적으로 변동성 예측 시에 단순한 불편 손실함수(unbiased loss function)을 계산함으로써 일반적인 모델-프리(model-free) 조정과정을 개발하였다.

실현변동성의 통계적 특성에 관한 Andersen et al.(2000, 2001)의 연구 결과는 다음과 같다: 첫째, 일별 수익률의 분포가 첨도(leptokurtic)분포를 나타내지만, 실현변동성에 의해서 표준화된 수익률은 정규분포를 근사적으로 따른다. 둘째, 실현변동성의 왜도는 정(+)의 값을 나타내고 첨도분포를 나타내더라고, 실현변동성의 로그값의 분포는 근사적으로 정규분포를 따른다. 셋째, 실현변동성의 로그값의 장기 동학은 근사적으로 부분-적분 장기-기억 과정 (fractionally-integrated long-memory process)을 따른다.

고빈도자료를 사용해서 수익률이나 변동성을 계산하는 경우, 몇 가지 주의할 점이 있다. 고빈도 자료의 계절성(seasonality)과 시계열 상관관계(serial correlation, 또는 serial dependency)이다. 고빈도자료의 계절성은 거래소의 개시가가 형성된 이후 가격의 움직임에 일정한 패턴이 있다는 관찰에 의해서 알려졌다. 이를 교정하기 위해서, Andersen and

$$V_{t,h}^2 = \sum_{j=1}^{h/\Delta} (r_{t-h+j})^2 = R_{t,h} R_{t,h}$$

여기서,  $r_{t-h+j}$ · $_{\Delta}$ 는 t-h+j· $_{\Delta}$ 시점에서의 일중시간의 간격이  $_{\Delta}$ 인 일중 수익률을 나타낸다. $^{1}$   $R_{t,h}=(r_{t-h+\Delta,\Delta},r_{t-h+2\Delta,\Delta},\cdots,r_{t,\Delta})$ 는  $(h/\Delta)\times n$  행렬이다.  $V_{t,h}^2$ 는 실증분석 과정에서 h-기간 수익률의 이차변량에 해당되며, 연속시간 상에서는 적분 변동성(integrated volatility)에 해당된다. ABDL(2003)은 일중시간의 간격이 작아지면, 즉,  $_{\Delta}\to 0$ 이면,  $V_{t,h}^2$ 는 확실하게(almost surely) 적분변동성 ( $INTV_t$ )으로 수렴한다고 밝혔다.

<sup>4)</sup> 통상 5분에서 30분 간격의 자료를 사용한다.

Bollerslev(1997), Martens(2001), Martens, Chang, and Taylor (2002), ABDL(2003) 등에서 고려된, 다음과 같은 방법을 사용한다. 먼저 표본기간 동안에 대해서, 일중의 일정한 구간에 대해서 정의된 표본분산  $\varsigma_i^2$ 을 정의한다:

$$s_i^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} r_{it}^2, i=1,2,\dots, T$$
, (4)

여기서,  $r_i$ 는 t일의 일중 i번째 구간의 일중수익률을 나타낸다. 이를 활용해서 다음과 같이 계절성-조정 고빈도 수익률  $\tilde{r}_i$ 를 계산한다:

$$\tilde{r}_{it} = \frac{r_{it}}{s_i}$$
,  $i=1,\cdots,m$   $t=1,\cdots,T$  (5)

여기서, m은 하루(거래일)를 일정시간으로 나누었을 때, 하루 중 구간의 개수를 의미한다. 그리고 고빈도 수익률의 시계열 상관은 다양한 시장미시구조(market microstructure)의 마찰로 인해서 발생한다고 알려져 있다. 5) 이러한 시계열상관을 줄이기 위해서, 고빈도 수익률에 단순한 1차 자기회귀 필터(first-order autoregressive filter)를 사용하기도 한다.

주식시장 개장시장동안의 변동성과 폐장시간의 변동성이 다름을 고려하여 실현변동성 계산시 야간변동성과 주간변동성을 구분하여 계산과정에 반영하기도 한다. Martens(2002)의 연구와 Koopman et al.(2005)의 연구에서는 야간수익률(overnight returns)이 일중의 분단위수익률보다 변동성이 크기 때문에 야간수익률의 잡음을 제거하는 대안적인 실현변동성 측정수단을 사용하였다:6)

$$RV_{t,\tau} = \sqrt{250} \sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{i=1}^{\tau} V_{t+i}^2},$$
 (6)

$$V_{t}^{2} = \frac{\widehat{\sigma}_{CC}^{2} + \widehat{\sigma}_{CO}^{2}}{\widehat{\sigma}_{CC}^{2}} \sum_{d=1}^{D} R_{n,d}^{2}, (7)$$

$$\widehat{\sigma}^{2}_{CC} = \frac{10,000}{N} \sum_{n=1}^{N} (\log P_{n,D} - \log P_{n,0})^{2}, \quad \widehat{\sigma}^{2}_{CC} = \frac{10,000}{N} \sum_{n=1}^{N} (\log P_{n,0} - \log P_{n-1,D})^{2},$$

 $RV_n$ 는 n일의 실현변동성,  $R_{n,d}=100(\ln P_{n,d}-\ln P_{n,d-1})$ , n은 거래일, d는 분단위 구간,  $P_{n,d}$ 는 n일의 d구간의 기초자산가격,  $P_{n,0}$ 은 n일의 기초자산의 시가(opening price),  $P_{n,D}$ 는 n일의 기초자산의 종가(last price),  $\hat{\sigma}_{CC}^2$ 는 종가-개시가(close-to-open)의 변동성,  $\hat{\sigma}_{CC}^2$ 는 개시가-종가(open-to-close)의 변동성 등을 나타낸다.

변동성 계산에 있어서 일별자료와 일중자료를 사용하는 경우, 그 특성이 조금 다르다. 일 별자료의 경우, 하루 중의 주가의 경로에 대한 정보가 없는 반면, 일중자료의 경우 하루 중 의 주가 경로에 대한 정보를 반영하여, 변동성을 계산할 수 있다.

Flemming et al.(1995)은 변동성지수의 불편성과 직교성(orthogonality) 검정을 위해서 다음과 같은 실현변동성을 제시하였다:

$$RV_{t}^{*} = \left[ \left( \frac{k-1}{2} \right)^{1/2} \frac{I\left(\frac{k-1}{2}\right)}{I\left(\frac{k}{2}\right)} \right] (\widehat{V}_{t^{*2}})^{1/2}, (8)$$

<sup>5)</sup> Andersen and Bollerslev(1997), Bai, Russell, and Tiao(2000) 등 참조.

<sup>6) 1</sup>년 거래일을 250일로 상정하여, 변동성을 연율화했다.

여기서,

$$\widehat{V}_{t^{*2}} = \frac{1}{k-1} \sum_{i=1}^{k} \ln \left( \frac{S_{t+i}}{S_{t+i-1}} \right) - \overline{R}_{t} \Big]^{2}, \quad \Gamma(\alpha) = \int_{0}^{x} x^{\alpha-1} e^{-x} dx , \quad (9)$$

 $R_i$ 는 t시점부터 t+k시점까지의 평균수익률을 나타낸다. 이러한 실현변동성 계산은 이재하 · 정제련(2006)의 연구에서도 사용되었다.

Gospodinov et al.(2006)은 실증분석에서 S&P100지수의 일별 종가 수익률자료를 이용해서, 잠재 변동성 적분과정에 대한 대리변수로서 실현변동성을 일정기간동안의 일별수익률의 제곱의 평균으로 계산했다:7)

$$RV_{t,\tau} = \sqrt{250} \sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{i=t+1}^{\tau} r_i^2}, \quad r_i = \ln S_i - \ln S_{i-1}, \quad (10)$$

여기서,  $\kappa$ 는 일별 수익률을 나타내며,  $\tau=2$ 로 산정했다.

### 2.1.2 역사적 변동성

역사적 변동성(historical volatility) 혹은 과거변동성은 과거에 나타났던 기초자산 가격 자료를 이용하여 산출되어진 변동성으로 역사적 변동성이라고도 부른다. 이러한 방법은 옵션의 만기까지의 변동성을 추정할 때 일정 기간동안 가격변동성에 대한 투자자의 기대가 변하지 않는다는 가정, 즉 주식수익률의 변동성이 일정하다는 가정 하에서 변동성을 구하는 것이다.

역사적 변동성 추정 방법은 일정한 과거기간동안의 일별수익률 자승의 평균으로 다음과 같이 계산된다.8)

$$HV_t = \sqrt{250} \sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{i=0}^{\tau-1} r_{t-i}^2}$$
.

여기서, t는 22거래일을 나타내고, 연율로 환산하기 위해 위 식에서 연간거래일의 제곱근  $\sqrt{250}$  을 곱해준다.》 즉, 과거변동성은 22거래일 동안의 수익률 자승의 평균을 이용하여 계산한 실현변동성의 과거 22일의 값이 된다. 5분 단위 수익률 자승의 합의 평균을 이용한 실현변동성에 대한 과거변동성도 마찬가지로 과거 22일의 값이 된다.

$$HV_{t}=RV_{t-22}$$
. (11)

과거변동성은 그 추정방법이 간편하다는 장점이 있지만, 변동성이 계산될 과거기간(과거 n일)을 결정하는 문제가 발생한다. 즉 과거변동성 계산시 이용될 표본수 결정의 문제가 생기게 된다. 과거변동성 계산시 이용될 표본의 수가 많은 경우, 기초 자산시장의 환경이 안정적이라는 가정 하에서라면 산출된 변동성 수치의 신뢰도가 제고되지만, 현재에서 너무 먼과거의 데이터를 사용함으로써 현재 기초자산 시장 상황과 상당히 다른 양상을 보였던 과거기간의 자료가 포함될 확률이 높아지므로 산출된 변동성 수치의 신뢰성이 하락될 수 있다. 반대로 표본수가 너무 적은 경우 추정치의 오차가 커지고 극단적인 수치가 나올 가능성이많다. 따라서 과거변동성 계산시 사용될 표본수를 결정하는 것은 중요한 문제가 된다.

<sup>7) 1</sup>년 거래일을 250일로 상정하여, 변동성을 연율화했다.

<sup>8)</sup> Gospodiniv et al.(2006) 참고.

<sup>9)</sup> 본 논문에서는 월간 거래일수를 22일, 연간 거래일수를 250일로 간주한다.

### 2.2 내재변동성 및 VIX

### 2.2.1 내재변동성

역사적 변동성은 기초자산의 과거의 데이터를 사용하여 계산되기 때문에, 어느 과거 시점에서 현재시점까지의 일정 기간 동안의 변동성을 의미한다. 하지만 내재변동성은 옵션가격에 내포되어 있는 기초자산의 만기시점까지의 미래 변동성에 대한 정보를 기초로 결정된다. 따라서 내재변동성은 옵션가격이 결정될 때 시장참가자들이 기대하는 미래변동성이라고 할수 있다.

Latane and Rendleman(1976)의 연구에서 지적하였듯이 모든 옵션의 변동성이 동일하게 민감하지 않다. 변동성에 대한 BSM 모형의 편미분값, 즉 베가(vega)의 경우 등가격 옵션에서 가장 크다. 따라서 등가격 옵션의 내재변동성이 가격의 변화에 가장 민감하다고 할 수 있다. 또한 Becker(1981)는 Latane and Rendleman 방법의 가중내재변동성과 등가격 옵션의 내재변동성만을 이용하는 방법 등을 사용하여 어느 것이 더 우수한지를 분석한 결과 등가격 옵션의 예측력이 더 우수한 것으로 나타났다.

옵션가격으로부터 기초자산 수익률의 내재변동성을 도출하는 과정에 있어서, 가장 정확한 정보를 제공하는 옵션은 등가격 및 최근월물 옵션이다. 따라서, 내재변동성 산출시 KOSPI200 옵션의 일별 자료를 이용하였고 최근월물과 등가격옵션만을 대상으로 한다. 하지만 실제로 등가격 옵션을 찾아보기 힘들기 때문에 내재가치(moneyness)의 절대값이 가장 작은 것을 등가격 옵션으로 선택하였다. 또한 최근월물중 잔존만기가 8일 미만일 경우 차근월물 자료로 대체한다. 이는 잔존만기가 너무 짧을 경우에 시간가치가 급속히 감소하고 호가 스프레드가 변동성에 미치는 영향이 크기 때문에 이러한 측정오차를 줄이기 위해서이다.10)

KOSPI200 지수의 내재변동성은 옵션가격공식에 옵션가격, 현재시점의 지수, 행사가격, 무위험이자율, 잔존만기 등의 값을 대입하여 수치해석방법으로 계산한다. 옵션의 이론가격공식은 Black-Scholes(1973)-Merton(1973)의 연속시간에서의 가격공식이나 Cox, Ross, and Rubinstein(1979)의 이산시간에서의 가격공식이 사용된다. 내재변동성은 옵션종류, 만기, 행사가격에 따라 다양한 특성을 보여주고 있다. 동일한 만기와 행사가격을 가지는 콜옵션 내재변동성과 풋옵션 내재변동성의 차이를 나타내는 내재변동성 편차(implied volatility discrepancy)가 발생하기도 하며, 만기에 따라서 변동성스마일(volatility smile)현상을 보여주기도 한다.

이렇게 다양한 내재변동성에 대해서 특정 가중치를 기준으로 가중평균하여 옵션시장의 대표 내재변동성을 측정하게 된다. 통상 동일 만기를 가지는 몇 개의 옵션내재변동성을 가중 평균하게 되는데, 가중방법은 다양하다. 기초자산 변동성에 대한 옵션가격의 민감도를 나타

<sup>10)</sup> KOSPI200 옵션의 종가시간은 실제로는 15시 15분이지만, 기초자산인 KOSPI200의 종가시간인 15시로 간주하여, 비동시마감거래(nonsynchronous trading)로 인한 문제를 해결하였다. 기초자산인 KOSPI200의 경우, 2시 50분부터 지수발표가 없더라도 동시호가 주문이 접수되며, 오후 3시에 단일가로 발표되고 거래들이 체결된다. 이 때 체결된 거래량이 2시 50분의 거래량보다 결코 적지 않기 때문에, 오후 3시를 종가시간으로 간주했다. KOSPI200 선물이나 옵션 경우, 만기일에는 2시 50분까지 거래되지만, 본 고에서는 선물·옵션 만기일은 자료에 포함되지 않는다.

내는 베가(vega), 내재변동성에 대한 옵션가격의 민감도, 옵션 거래량 등을 가중치로 사용하기도 한다.<sup>11)</sup> 통상 등가격 옵션의 거래량이 가장 많으며, 베가도 가장 크기 때문에 거의 유사한 결과를 보여주는 것으로 알려져 있다.

한국거래소(Korean Exchange, KRX)에서는 Cox, Ross, and Rubinstein(1979)의 이항모형에 근거하여 옵션의 이론가격을 산출하고 있으며, 옵션별, 행사가격별, 월물별 내재변동성을 제 공하고 있다.12) 김태혁·박종해(2006)는 한국의 자료를 사용하여, 다양한 가중방법을 사용하여 내재변동성을 계산하여, 실현변동성에 대한 예측력을 분석해 본 결과, CBOE의 VIX와 동일한 방법으로 계산된 내재변동성이 실현변동성에 대한 예측력이 가장 뛰어남을 보였다.

#### 2.2.2 변동성지수

미국의 CBOE의 변동성 지수인 VIX는 1993년에 처음 소개되었는데, 블랙-숄즈의 내재변동성을 이용해서 계산되었다. VIX는 일단 다음 달의 S&P500 지수의 변동성에 대한 시장의 기대를 반영하고 있을 뿐 아니라, 투자자의 정서(sentiment)나 위험회피도를 나타내기도 한다.

VIX의 계산 방법은 2003년 9월 22일, 업계의 실행관행을 반영하여 좀 더 현실적으로 바뀌었다. 이전에는 S&P100(OEX) 옵션가격을 기초로 하였으나, 2003년 9월 이후부터는 S&P500(SPX) 옵션가격을 기초로 하여 계산되고 있다. S&P500이 좀 더 미국의 주식시장을 대표하는 지수이기 때문이다. 그리고 새로운 계산방법은 더 많은 행사가격을 포함하고 있고,특정 옵션가격책정모형과 독립적이기 때문에, 계산된 VIX의 강건성이 향상되었다고 할 수 있다. 새로운 VIX의 계산방법은 이론적으로 공정분산스왑(fair variance swap)에 기초하고 있다.13) CBOE의 OEX VIX의 티커(ticker)는 VXO인데, 새로운 VIX와 VXO의 상관관계는 매우 높게 나타난다. 새로운 VIX 자료는 1990년 2월 1일 자료부터 CBOE 홈페이지에 등록되어 있다.14)

VIX는 S&P500 옵션 만기 30일을 기준으로 최근월과 차근월물을 대상으로 한다. 최근월물 옵션의 만기가 8일(달력기준) 미만인 경우, 다음 차근월물로 대체된다. 즉, 잔존만기가 최소한 8일인 옵션과, 잔존만기가 8일미만인 경우, 차근월물 옵션이 고려된다. VIX 계산에 사용되는 옵션가격은 등가격과 외가격의 콜옵션 및 풋옵션 등의 가격이다. 옵션의 행사가격이 등가격 가치에 가까울수록 VIX 계산과정에서 그 옵션가격의 가중치가 커진다.

한국의 변동성지수는 VKOSPI이며, 2009년 4월 13일부터 발표되었다. VKOSPI는 KOSPI200옵션시장의 최근월물 및 차근월물 중에서 등가격 및 외가격옵션을 대상으로 한다. 여기서 등가격옵션은 콜옵션가격과 풋옵션가격의 차이가 최소가 되는 행사가격을 기준으로 결정된다. 최근월물의 잔존만기가 4일 이하인 경우, 차근월물이 최근월물이 되고, 차차근월

<sup>11)</sup> 각각 Latane and Rendleman(1976), Chiras and Manaster(1978), Day and Lewis(1992) 등에서 사용되었다.

<sup>12)</sup> 한국거래소의 내재변동성 계산방법은 유동성이 가장 많은 최근월물을 옵션거래량 가증평균 방식을 사용하고 있다. 내재변동성 측정에 사용되는 가중치는 1997년 7월 7일부터 2002년 1월 25일까지는 등가격을 기준으로 첫 번째 외가격 종목과 첫 번째 내가격 종목의 거래량이었다. 그리고 2002년 1월 28일부터 현재까지는 최근월물의 전 종목의 개별옵션의 거래량이 가중치로 사용된다(김태혁·박종해, 2006).

<sup>13)</sup> Bakshi, Kapadia and Madan(2003) 참조.

<sup>14)</sup> CFE(CBOE Futures Exchange)에서는 이 변동성지수(VIX)를 기초자산으로 한 선물을 2004년 3월 26일부터 상 장하여 변동성에 대한 거래를 하고 있고 변동성지수선물 뿐만 아니라 변동성지수 옵션도 거래되고 있다. 이러한 금융시장의 추세를 볼 때 변동성이 기존의 금융거래시의 위험척도로서 활용과 더불어 새로운 투자대상으로 부각되어 새로운 파생상품의 출현을 촉진시키고 파생상품거래에 보다 폭넓게 응용될 것으로 예상된다.

물이 차근월물로 교차된다. VKOSPI의 산출시간은 KOSPI200 옵션시장 개시 15분 이후인 오전 9시 15분부터 장마감시간인 오후 3시 15분까지이며, 산출주기는 30초이다.

VKOSPI의 계산방법은 미국의 VIX 계산방법과 거의 동일하며, 이론적 배경도 동일하다. 먼저 등가격옵션은 콜옵션가격과 풋옵션가격의 차이가 최소가 되는 행사가격을 가진 옵션을 의미한다. 지수산정을 위해서 사용되는 외가격옵션을 구분하기 위한 기준가격으로서 선도지 수(forward index)를 사용한다. 선도지수는 다음과 같이 계산된다:

$$F_i = K_i^S + e^{rT_i} [C(K_i^S) - P(K_i^S)], \quad j = 1(최근월물), 2(차근월물). (12)$$

여기서,  $F_j$ 는 선도지수,  $K_j^{\rm S}$ 는 콜옵션가격과 풋옵션가격의 차가 최소가 되는 옵션의 행사가격,  $T_j$ 는 연(year)으로 환산한 잔존만기,  $\gamma$ 은 무위험이자율로, $^{15}$   $C(\cdot)$ 는 콜옵션가격,  $P(\cdot)$ 는 풋옵션가격을 의미한다.

최근월물 변동성(소)과 차근월물 변동성(소)은 다음과 같이 각각 계산된다:

$$\sigma_{1}^{2} = \frac{2}{T_{1}} \sum_{i}^{n} \frac{\Delta K_{i}}{K_{i}^{2}} e^{rT_{1}} Q(K_{i}) - \frac{1}{T_{1}} \left[ \frac{F_{1}}{K_{0}} - 1 \right]^{2}, (13)$$

$$\sigma_2^2 = \frac{2}{T_2} \sum_{i}^{n} \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{rT_2} Q(K_i) - \frac{1}{T_2} \left[ \frac{F_2}{K_0} - 1 \right]^2, (14)$$

여기서,  $\Delta K_i = (K_{i+1} - K_{i-1})/2$ 는 행사가격의 간격,  $K_0$ 는 선도지수와 같거나 낮은 행사가격 중 당해 선도지수와 가장 가까운 행사가격,  $K_i$ 는  $K_0$ 보다 i번째 높은 콜옵션의 행사가격 혹은 i번째 낮은 풋옵션의 행사가격을 의미한다. 그리고,  $Q(K_i)$ 는 행사가격이  $K_i$ 인 각옵션의 체결가격을 의미한다.

한국의 변동성지수 VKOSPI는 위에서 계산된 최근월물 변동성( $\partial_1$ )과 차근월물 변동성( $\partial_2$ )의 가중치로 계산된다:

$$V\!K\!O\!S\!P\!I\!\!=\!100\times\!\!\sqrt{\left(T_{1}\sigma_{1}^{2}\!\!\left[\frac{N_{T_{2}}\!\!-\!\!N_{30}}{N_{T_{2}}\!\!-\!\!N_{T_{1}}}\right]\!\!+\!T_{2}\sigma_{2}^{2}\!\!\left[\frac{N_{30}\!\!-\!\!N_{T_{1}}}{N_{T_{2}}\!\!-\!\!N_{T_{1}}}\right]\!\!\times\!\!\frac{N_{365}}{N_{30}}},\;(15)$$

여기서,  $T_j=N_{T_j}/N_{355}$ '  $N_{T_i}$ 는 최근월물의 잔존기간,  $N_{T_2}$ 는 차근월물의 잔존기간 등을 의미하다.

## 3. 기초자료 및 실증분석

### 3.1 실현변동성 및 역사적 변동성

본 연구에서 KOSPI200의 실현변동성에 대한 설명력을 향상시키기 위해서 다양한 시장의 변동성정보를 설명변수로 활용하고자 한다. 국내 채권시장의 경우, 3개월만기 CD금리와 3년만기 국공채금리의 변동성을 고려했다. 외환시장의 경우, 원/달러환율, 원/엔환율, 원/홍콩달러환율, 원/엔환율 등의 변동성도 계산하였다. 그리고 국내 변동서지수인 VKOSPI뿐만 아니라, KOSPI200 옵션을 활용하여 미국의 VIX계산방법을 활용하여, 별도의 변동성지수를 계

<sup>15)</sup> 통상 91일만기 CD의 연유통수익률(annualized yield to maturity)을 사용한다.

산하였다(이를 KOVIX라고 하자). 해외주식시장의 변동성은 미국의 S&P500, 일본의 NIKKEI225, 홍콩의 Hang Seng, 영국의 FTSE100 등의 지수수익률의 역사적 변동성을 계산하였다. 그리고 해외금리정보는 미국의 3개월만기 국채금리와 3년만기 국채금리의 변동성을 각각 고려했다. 상기의 변수들은 ADF(augmented Dickey-Fuler) 단위근 검정에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 모두 기각하였으나, 미국의 변동성지수인 VIX는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각시키지 못했다. 그래서 VIX는 분석에서 제외되었다.

실현변동성은 일중자료와 일별자료를 산출하고자 한다. 먼저 고빈도자료는 5분, 30분, 60분단위 KOSPI200 자료와 일별 KOSP200자료를 사용한다. 일중자료(5분, 30분, 60분)를 활용한 변동성은 ABDL(2003)의 시점 t에서 미래로  $\tau$ 일간의 실현변동성( $\tau$ day realized volatility)을 활용하여 다음과 같이 계산한다:

$$RV_t = \sqrt{250} \sqrt{\frac{1}{\tau} RV_t^2(T; n)}$$
, (16)

여기서, t, t=T-t는 일별 시점을 나타내며, t=22이며, 등간격은 5분, 30분, 1시간 등의 간격을 적용하였으며,  $r_{\ell(t)}$ 는 t일을 t0 간격으로 나누었을 경우, t1 구간 중 t1 째 소구간 수익률을 나타내며,

$$RV_t^2(T; n) = \sum_{i=1}^n r_{t(i)}^2$$
. (17)

일별자료를 이용한 실현변동성은 Gospodinov et al.(2006)의 방법을 활용하여, 22일간의 일별수익률의 표본표준편차 개념으로 다음과 같이 계산한다:

$$RV_t = \sqrt{250}\sqrt{\frac{1}{\tau}\sum_{i=t+1}^{\tau}r_i^2}, \quad r_i = 100 \times (\ln S_i - \ln S_{i-1}), \quad (18)$$

여기서,  $\eta$ 는 일별 수익률(%)을 나타내며,  $\tau=22$ 로 산정했다. 그리고 연율로 환산하기 위해서 1년거래일 250의 제곱근을 곱해주었다.

자료의 표본기간은 2003년 1월 2일부터 2009년 4월 30일까지이며, 최대 표본수는 1,648개이다.

일별자료를 이용한 역사적 변동성 추정 방법은 일정한 과거기간동안의 일별수익률 자승의 평균으로 다음과 같이 계산된다:

$$HV_{t} = \sqrt{250} \sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{t=0}^{\tau-1} r_{t-t}^{2}} = RV_{t-22}$$
, (19)

여기서, t는 22거래일을 나타낸다. KOSPI200, S&P500, 원/달러환율 등의 수익률의 역사적 변동성도 위와 같은 방법으로 계산하였다.

다양한 주기별로 계산된 KOSPI200의 실현변동성과 역사적 변동성들, 그리고 한국주식시장의 변동성지수인 VKOSPI의 기초통계는 <표 1>에 나타나 있다. 각 변동성들의 수준은 계산방법에 따라 약간의 비슷한 수준(7-90)을 보이고 있다. 그리고 정(+)의 왜도를 나타내고 있는데, 이는 수익률이 부(-)의 왜도를 보이는 것과는 반대의 현상이다. 그러나 이는 투자자들이 수익률이 하락하는 경우 부정적인 상황에서 더 민감하게 반응하는 것처럼, 변동성관련지수들도 변동성지수가 증가하는 부정적인 상황에서 더 민감하게 반응하기 때문인 것으로사료된다. 또한 첨도의 경우, 초과 첨도를 보이고 있어서 첨예한(leptokurtic) 분포를 나타내고 있다.

< 포 2>에서는 실현변동성들과 변동성지수인 VKOSPI, KOVIX, 역사적 변동성들 등의 상관관계를 나타내고 있다. 변동성지수와 실현변동성들의 상관관계가 역사적 변동성와 실현변동성들간의 상관관계보다 크게 나타나고 있다. 이는 간접적으로 변동성지수가 역사적 변동성보다 실현변동성에 대한 설명력이 높다는 것을 시사해주고 있다.

<표 3>에서는 해외주식시장의 변동성들과 실현변동성들간의 상관관계를 나타내고 있다. 특히 영국의 FTSE100의 역사적 변동성과 국내 실현변동성들간의 상관관계의 크기가 국내의 VKOSPI와 실현변동성들간의 상관관계의 크기와 유사하며, 미국의 S&P500의 역사적 변동성 과 국내 실현변동성들간의 상관관계보다는 약간 크게 나타나고 있다. 이는 미국의 주식시장 보다는 영국의 주식시장이 국내 실현변동성에 더 크게 영향을 주고 있다는 것을 간접적으로 나타내고 있다.

<표 6>에서는 실현변동성과 환율변동성 및 이자율변동성들간의 상관관계나타내고 있다. 국내 이자율의 경우, 3개월만기 CD금리의 변동성과 실현변동성들간의 상관관계가 국내 3년 만기 국공채금리의 변동성과 실현변동설들간의 상관관계보다 크게 나타나고 있다. 미국 채 권시장의 경우, 3개월만기 국채금리의 변동성과 국내 실현변동성들간의 상관관계가 3년만기 국채금리 변동성과 국내 실현변동성들간의 상관관계보다 크게 나타나고 있다. 그래서 금리 변동성의 경우, 국내의 경우 3개월만기 CD금리의 변동성을, 미국의 경우 3년만기 국채금리 의 변동성을 설명변수로 사용하고자 한다.

< 7>에서는 환율변동성들간의 상관관계를 나타내고 있다. 환율변동성들간에 상관관계는 매우 높아서, 모형추정에서는 원/달러 환율만을 설명변수로 사용하고자 한다. 특히 중국의 유안화는 미국 달러에 거의 고정되어 있어서 원/달러 환율변동성과 원/유안 환율변동성간의 상관관계는 1로 나타나고 있다.

### 3.2 모형설정

식(3)과 같이 수익률의 이차변량의 조건부 기대치는 미래 실현변동성의 조건부 기대치와 같게 되기 때문에, 다음과 같은 회귀식을 세워서 검정할 수 있다:

$$RV_t = \alpha + \beta Vol_t + t, \quad t \sim (0, \sigma^2), \quad (20)$$

여기서,  $RV_t$ 는 t시점의 실현변동성으로서 다양하게 추정된 실현변동성이 종속변수로서 설정된다.  $Vol_t$ 는 t시점의 여러 가지 변동성지표들을 의미한다. 식(3)의 결론과 같이, 변동성지수가 실현변동성에 대한 불편(unbiased) 조건부 기댓값이라는 관계가 성립하기 위해서는,  $\alpha=0$ 과  $\beta=1$ 이 성립해야 한다.

그리고 설명변수를 추가한 경우를 상정해보자:

$$RV_t = \alpha + \beta_1 Vol_1 + \beta_2 Vol_2 + e_t, \quad e_t \sim (0, \sigma_e^2), \quad (21)$$

만약 두 번째 설명변수인  $Voll_t$ 의 정보량이 첫 번째 설명변수인  $Voll_t$ 의 정보량에 포함되어 있는 경우,  $\beta_1$ 에 대해서는 앞에서와 같이  $\beta_1=1$ 이 성립한다고 상정하고,  $\beta_2$ 에 대해서는  $\beta_3=0$ 가 성립하게 된다(Canina and Figlewski, 1993; Fair and Shiller, 1990 참조).

다변량 추정식인 식(21)의 경우, 국내 변동성 변수와 해외 변동성 변수에 대해서 각각 추정해서 추정계수의 통계적 유의성과  $R^2$ 의 크기를 비교해 보고자 한다. 그리고 국내 변동성 변수와 해외 변동성 변수를 모두 포함하는 경우, 추정계수의 통계적 유의성과  $R^2$ 가 어느 정

도 개선되는지에 대해서 살펴보고자 한다.

먼저 VKOSPI 외에 추가적으로 국내의 변동성지표들을 이용하여 다음과 같이 추정식을 설정하자:

$$RV_t = \alpha + \beta_1 \sigma_t^H + \beta_2 VKOSPI + \beta_3 \sigma_t^{CD} + \beta_4 \sigma_t^D + V'$$
 (22)

여기서,  $\sigma_t^n$ 는 역사적 변동성,  $\sigma_t^\infty$ 는 3개월만기 국내 CD금리의 변동성,  $\sigma_t^n$ 는 원/달러 환율의 변동성을 나타낸다.

해외시장 정보의 경우, S&P500 변동성 외에 추가적으로 3년만기 미국 국채금리의 변동성, 그리고 항셍지수의 변동성 등을 고려하였다. 미국과 영국의 주식시장 변동성들간에는 상관관계가 0.942로 매우 높은 편이다. 그래서 하나의 변수만을 고려하고자 한다. 정보의 공개순서상 영국 주식시장의 변동성 정보가 우선이지만, 한국주식시장에서 통상적으로 미국 주식시장을 가장 많이 고려하고 있기 때문에 미국주식시장을 우선적으로 고려하였다. 그리고한국과 지리적인 근접성과 주식시장의 동행성을 고려하여, 홍콩의 항셍지수의 변동성을 또한 추가적인 설명변수로 선택하였다. 추정식은 다음과 같다:

$$RV_t = \alpha + \beta_1 \sigma_t^{SNP} + \beta_2 \sigma_t^{YRSF} + \beta_3 \sigma_t^{HSI} + t$$
 (23)

여기서,  $\sigma_t^{SNP}$ 는 미국의 S&P500의 변동성,  $\sigma_t^{IPSF}$ 는 3년만기 미국의 국채금리 변동성,  $\sigma_t^{IPSF}$ 는 항 생지수의 변동성을 나타낸다.

그리고 마지막으로 국내 및 해외의 변동성지표들을 모두 설명변수로 사용하여, 모형을 추 정해보고자 한다:

$$RV_t = \alpha + \beta_1 VKOSPI + \beta_2 \sigma_t^{CD} + \beta_3 \sigma_t^D + \beta_4 \sigma_t^{YR3F} + e_t \cdot (24)$$

기존의 모든 변동성지표들을 사용하지 않은 이유는 설명변수들의 상관관계가 높은 경우가 많이 발생했기 때문이다.

### 3.3 추정결과

식(20)의 추정결과는 <표 8>에 나타나 있다. 우선 변동성지수나 해외 주식의 변동성지표들이 국내 실현현동성에 대한 불편 조건부 기댓값이라는 관계는 성립하지 않는 것으로 나타났다. 즉  $_{\alpha=0}$ 과  $_{\beta=1}$ 의 귀무가설은 모두 기각되었으며,  $_{\beta=1}$ 이라는 귀무가설도 기각되었다. 이는 기존의 국내 실현변동성에 관한 실증분석 결과와 일치한다(엄영호 외 2인, 2008; 유시용·고중양, 2009).

추정결과의  $R^2$ 를 살펴보면, 국내실현변동성에 대한 설명력을 보면, VKOSPI가 국내 실현 변동성을 설명하는 정도나, 미국의 S&P500의 역사적 변동성이나 영국의 FTSE100의 역사적 변동성이 국내 실현변동성을 설명하는 정도가 비슷한 것으로 나타났다. 이는 국내 주식시장이 개방되면서 국제 주식시장으로의 통합이 긴밀하게 이루어짐에 따라, 미국이나 영국의 주식시장에 대한 동조화현상 내지 의존성이 크게 증가하였기 때문인 것으로 사료된다. 그래서 미국 주식시장이나 영국 주식시장의 역사적 변동성이 국내 주식시장의 미래 실현변동성에 대한 예측력을 갖는다고 할 수 있다.

참고로 <표 9>와 같이 역사적 변동성을 설명변수로 사용하여 실현변동성을 어느 정도 설명하는 가를 추정해 보았다. 실현변동성의 22거래일 래그시킨 값인 역사적 변동성이 통계적

으로 유의한 추정값을 가지고, 0.44-0.54 정도의 R-값을 가지는 이유는, 기본적으로 변동성지표들의 시계열 의존성(serial dependence)이 강함을 의미한다. 이러한 국내 주식시장의 역사적 변동성의 설명력은 미국이나 영국의 주식시장의 역사적 변동성이 국내 실현변동성에 대한 설명력보다 크며, 국내 변동성지수인 VKOSPI가 실현변동성에 대해서 가지는 설명력 정도의 크기를 가지는 것으로 나타난 것이다. 즉, 미래 실현변동성에 대한 예측력에 있어서, 미국이나 영국의 주식시장의 역사적 변동성이 가지는 정보량은 국내 변동성지수인 VKOSPI가 가지는 정보량과 비슷하다는 것을 의미한다.

VKOSPI 외에 국내시장의 변동성을 설명변수로 추가하여 식(22)를 추정한 결과 <표 10>에 정리되어 있다. 먼저 모든 추정치들은 1% 유의수준 하에서 유의하다. 다른 변동성의 추정치와는 달리 국내 CD금리의 변동성의 추정치는 부(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 국내 CD금리의 변동성이 증가(감소)하면, 국내 실현변동성은 감소(증가)하게 된다는 것을 의미한다. 그리고 VKOSPI 외에 국내시장의 변동성지표들을 설명변수로 추가하여 추정한 결과, R의 VKOSPI만을 상정한 경우에 비해서 다소 증가한다. VKOSPI만이 설명변수로 있는 경우의 R은 0.51-0.58 정도이나, 국내 변동성지표들을 추가한 경우에는 0.55-0.66으로 나타난다.

해외시장의 경우, S&P500 변동성 외에 해외시장의 변동성지표를 추가한 경우(식23)에는  $R^2$ 이 거의 증가하지 않는다. 즉, S&P500 변동성만이 설명변수인 경우,  $R^2$ 은 0.49-0.58 사이에 있으며, 설명변수를 추가한 경우의  $R^2$  역시 0.50-0.58 사이에 분포되어 있어 차이가 없다고 할 수 있다.

그리고 국내 및 해외의 변동성지표들을 모두 설명변수로 사용한 경우(식24)의 추정결과는 <표 12>에 나타나 있다. 모든 추정치들은 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있다. 국내 CD 금리 변동성의 계수추정치는 앞에서와 같이 부(-)의 값을 나타내고 있다. 그리고 국내시장의 변동성지표들을 설명변수로 사용한 경우와  $R^2$ 의 값은 유사하게 나타나고 있다.

## 4. 결론

KOSPI200 일별자료 및 고빈도자료를 활용하여, 일별, 1시간단위, 30분단위, 및 5분단위 주가수익률의 역사적 변동성과 실현변동성을 각각 계산하였다. 그리고 국내 금리시장, 외환시장, 외국의 주식시장 및 금리시장 등의 변동성 역시 계산하였다. 이를 통해서 먼저 국내의 변동성지수인 VKOSPI가 실현변동성이 불편 조건부 기댓값인지를 검정한 결과 불편성을 가지는 것으로 나타나지는 않았다.

그리고 KOSPI200 실현변동성에 대한 설명력의 정보의 크기 VKOSPI, S&P500의 역사적 변동성, KOSPI200의 역사적 변동성 등 모두 유사하게 나타나고 있다. 그리고 VKOSPI 외에 다른 국내 변동성지표들을 설명변수로 사용하여 추정한 결과,  $R^2$ 이 다소 개선되는 것으로 나타났다. 하지만, 해외주식시장의 변동성의 대표로서 S&P500 변동성을 상정하고, S&P500 변동성 외에 다른 해외시장의 변동성지표들을 추가하여 추정한 결과,  $R^2$ 의 개선은 거의 없는 것으로 나타났다.

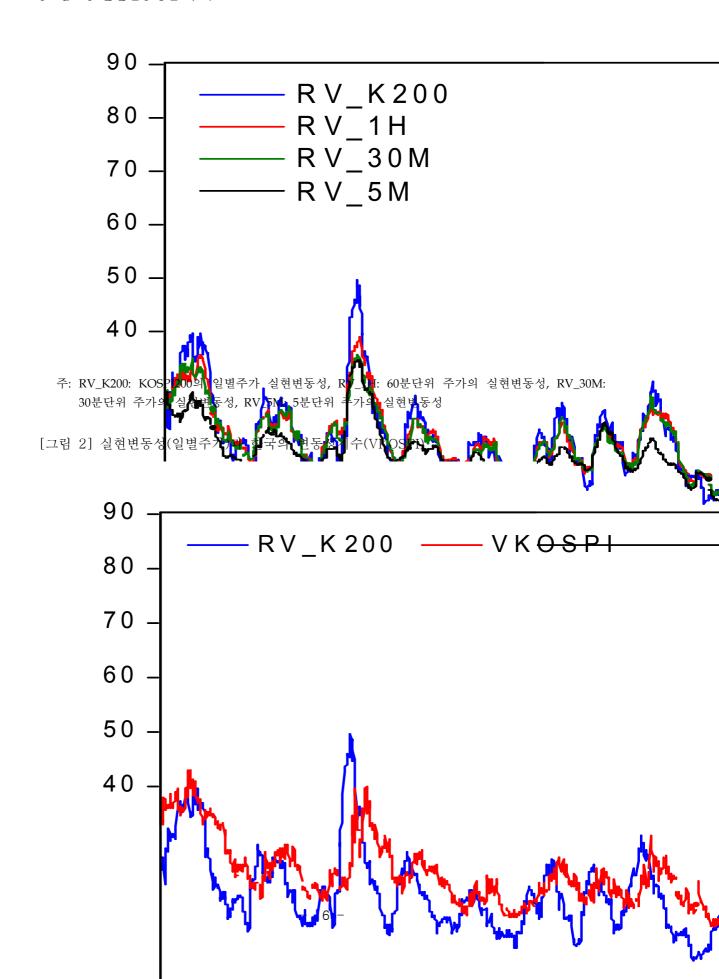
그리고 국내 및 해외의 변동성지표들을 모두 고려하여 유효한 모든 지표들을 사용한 경우, R<sup>2</sup>의 개선은 미세하게 나타나고 있다.

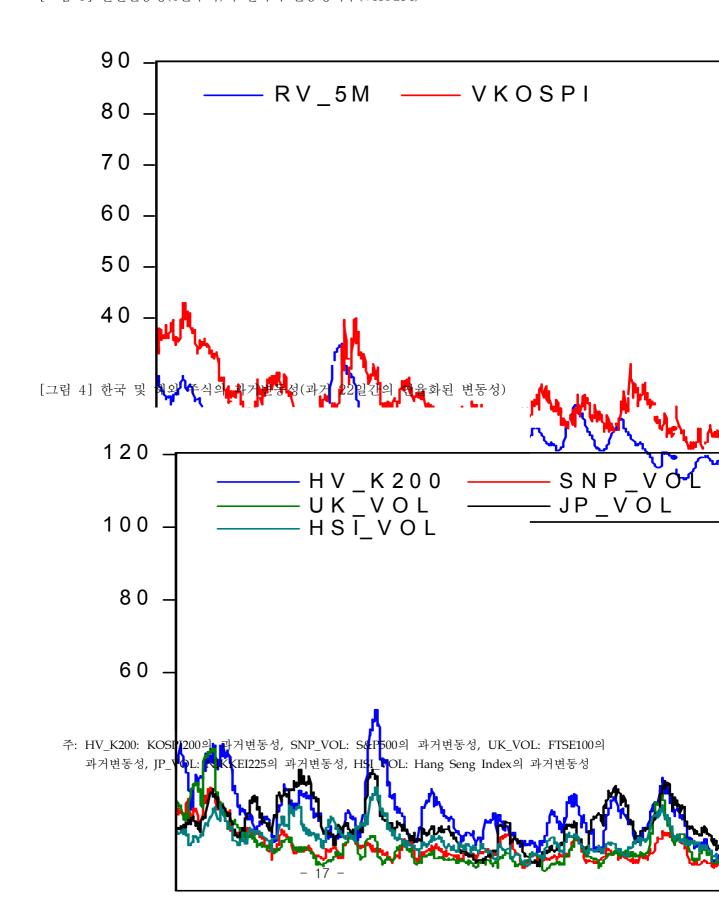
## References

- 김명직, 1999, "주식시장의 변동성 예측: KOSPI 변동성지수(KoVIX)의 도입가능성을 중심으로," 증권학회, 229-264.
- 김태혁, 방종해, 2006, "내재변동성 측정방법에 따른 실현변동성 예측력 분석," 금융공학연구, 제5권 제2호, 1-25.
- 엄영호·지현준·장운욱, 2008, "변동성지수의 미래예측력에 대한 연구," 금융연구, 22(3), 1-33.
- 유시용·고중양, 2009, "KOSPI200 실현변동성 예측력 제고에 관한 연구," 선물연구, 17(1), 21-49
- 이재하·정제련, 2006, "KOSPI200 옵션시장에서의 변동성지수 산출 및 분석," 증권학회지, 제35권 2호, 109-138.
- 이재하·권상수, 2001, "KOSPI200 옵션 내재변동성의 예측력," 선물연구, 25-50.
- 장국현, 2001, "한국 옵션시장의 변동성 예측과 예측성과 비교에 관한 연구," 선물연구, 51-79.
- 정제련, 2006, "KOSPI200 옵션을 이용한 변동성지수 산출 및 응용," 박사논문, 성균관대대학
- Aboura, S., and C. Villa, 1999, "International Market Volatility Indexes: A Study on VX1, VDAX, and VIX," Working Paper, 1999.
- Andersen, T. G., and T. Bollerslev, 1997, "Intraday Seasonality and Volatility Persistence in Foreign Exchange and Equity Markets," *Journal of Empirical Finance*, 4, 115-158.
- Andersen, T. G., and T. Bollerslev, 1998, "Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts," *International Economic Review*, 39, 885-905.
- Andersen, T., T. Bollerslev, F. Diebold, and P. Labys, 2001, "The Distribution of Exchange Rate Volatility," *Journal of the American Statistical Association*, 96, 42-55.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. Diebold, and P. Labys, 2003, "Modeling and Forecasting Realized Volatility," *Econometrica*, 71, 579-625.
- Andersen, T., T. Bollerslev, and N. Deddahi, 2005, "Correcting the Errors: Volatility Forecast Evaluation using High-Frequency Data and Realized Volatilities," *Econometrica*, 73, No. 1, 279-296.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, and S. Lange, 1999, "Forecasting Financial Market Volatility: Sample Frequency vis-a-vis Forecast Horizon," *Journal of Empirical Finance*, 6, 457-477.
- Areal, N. M. P. C., and S. Taylor, 2002, "The Realized Volatility of FTSE-100 Futures Prices," *The Journal of Future Markets*, 22, 627-648.
- Bakshi, G., N. Kapadia, and D. Madan, 2003, "Stock Return Characteristics, Skew Laws, and the Differential Pricing of Individual Equity Options," *Review of Financial Studies*, Vol. 16, pp. 101-143.
- Barndorff-Nielsen, O., and N. Shephard, 2001, "Non-Gaussian Ornstein-Uhlenbeck-based Models and Some of Their Uses in Financial Economics," *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B*, 63, 167-207.

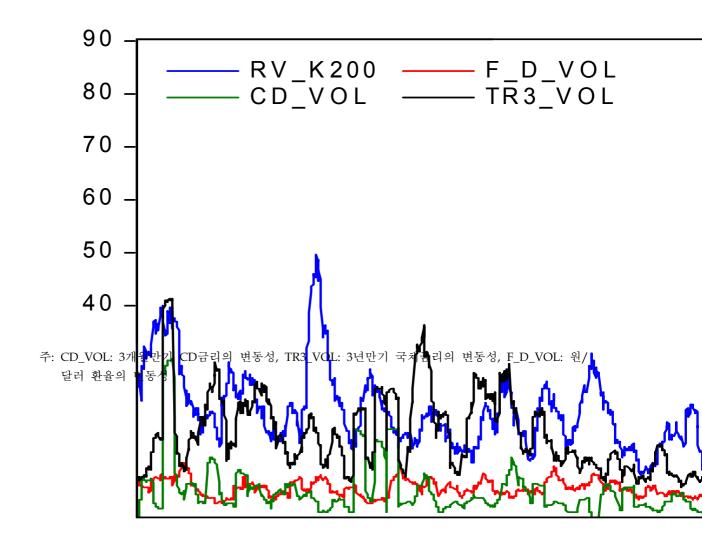
- Bai, X., J. Russell, and G. Tiao, 2000, "Beyond Merton's Utopia: Effects of Non-Normality and Dependence on the Precision of Variance Estimates using High-Frequency Financial Data," Mimeo, Graduate School of Business, University of Chicago.
- Barucci, E., and R. Reno, 2002, "On Measuring Volatility of Diffusion Processes with High Frequency Data," *Economics Letters*, 74, 371-378.
- Becker, R., A. Clements, and S. White, 2006, "On the Informational Efficiency of S&P500 Implied Volatility," *North American Journal of Economics and Finance*, 5, 139-153.
- Beckers, S., 1981, "Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability," *Journal of Banking and Finance*, 5, 363-381.
- Black, F., and M. Scholes, 1973, "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, 81(3), 637 654.
- Bollerslev, T., 1986, "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Bollerlev, T., and H. Mikkelsen, 1999, "Long-term Equity Anticipation Securities and Stock Market Volatility Dynamics," *Journal of Econometrics*, 92, 75-79.
- Canina, L., and Figlewski, S., "The Informational Content of Implied Volatility," *The Review of Financial Studies*, 6(1993), 659-681.
- Carr, P., and L. Wu, 2006, "A Tale of Two Indices," Journal of Derivatives, 13, 13-29.
- Chiras, D., and S. Manaster, 1978, "The Information Content of Option Prices and a Test of Market Efficiency," *Journal of Financial Economics*, 6, 213-234.
- Christensen, B. R., and N. Prabhala, 1998, "The Relation between Implied and Realized Volatility," *Journal of Financial Economics*, 50, 125-150.
- Corrado, C., and T. Miller, 2005, "The Forecast Quality of CBOE Implied Volatility Indexes," *Journal of Futures Markets*, 25, 339-373.
- Corsi, F., G. Zumbach, U. Műller, and M. Dacorogna, 2001, "Consistent High-precision Volatility from High-frequency Data," *Economic Notes*, 30, 183-204.
- Cox, C., S. Ross, and M. Rubinstein, 1979, "Option Pricing: A Simplified Approach," *Journal of Financial Economics*, 7, 229-264.
- Day, T., and C. Lewis, 1992, "Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options," *Journal of Econometrics*, 52, 267-287.
- Demeterfi, L., E. Derman, M. Karal, and J. Zou, 1999, "More than You Ever Wanted to Know about Volatility Swaps," *Quantitative Strategy Research Notes*, Goldman Sachs, 1-50
- Engle, R, 1983, "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Fair, R. C., and R. Shiller, 1990, "Comparing Information in Forecasts from Economic Models," *American Economic Review*, 80, pp. 375-389.
- Fleming, J., 1998, "The Quality of Market Volatility Forecasts Implied by S&P100 Index Option Prices," *Journal of Empirical Finance*, 5, 317-345.
- Fleming, Jeff, Barbara Ostdiek, and Robert E. Whaley, 1995, "Predicting Stock Market Volatility A New Measure," *Journal of Futures and Markets*, 15, 265-302.

- Gospodiniv, N., A. Gavala, and D. Jiang, 2006, "Forecasting Volatility," *Journal of Forecasting*, 25, 381-400.
- Hansen, P. R., and A. Lunde, 2003, "Consistent Preordering with an Estimated Criterion Function, with and an Application to the Evaluation and Comparison of Volatility Models," Discussion Paper, Brown University Working Paper 2003-1.
- Hansen, P. R., and A. Lunde, 2005, "A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH(1,1)?" *Journal of Applied Econometrics*, 20, 873-889.
- Hull, J., and W. White, 1987, "The Pricing of Options on Assets with Stochastic Volatilities," *Journal of Finance*, 42, 281-300.
- Jarque, Carlos M., and Anil K. Bera, 1980, "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economics Letters*, 6, No. 3, 255 259.
- Jiang, George J., and Yisong S. Tian, 2005, "The Model-Free Implied Volatility and Its Information Content," *Review of Financial Studies*, 18(4), 1305-1342.
- Jorion, P., 1995, "Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market," *Journal of Finance*, 50, 507~528.
- Koopman, S. J., B. Jungbacker, and E. Hol, 2005, "Forecasting Daily Variability of the S&P 100 Stock Index using Historical, Realized and Implied Volatility," *Journal of Empirical Finance*, 12, 445-475.
- Latane, H., and R. Rendleman, 1976, "Standard Deviation of Stock Price Ratios Implied in Option Price" *Journal of Finance*, 31, 369-381.
- Ljung, G. M., and G. E. P. Box, 1978, "On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, 65, 297-303.
- Malliavin, P., and M. Mancino, 2002, "Fourier Series Method for Measurement of Multivariate Volatilities," *Finance and Stochastics*, 6, 49-61.
- Martens, M., 2001, "Forecasting Daily Exchange Rate Volatility using Intraday Returns," *Journal of International Money and Finance*, 20, 1-23.
- Martens, M., 2002, "Measuring and Forecasting S&P 500 Index-futures Volatility using High-frequency Data," *Journal of Futures Markets*, 22, 497-518.
- Marten, M., Y. Chang, S. Taylor, 2002, "A Comparison of Seasonal Adjustment Methods when Forecasting Intraday Volatility," *Journal of Financial Research*, 25, 283-299.
- Merton, R., 1973, "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, 141-183.
- Protter, P., 2004, Stochastic Integration and Differential Equations (2nd ed.), New York, Springer-Verlag.
- Whaley, R. E., 2000, "The Investor Fear Gauge," Journal of Portfolio Management, 26, 12-17.





[그림 5] KOSPI200의 실현변동성과 원/달러 환율 및 금리의 변동성



〈표 1〉 실현변동성, 변동성지수, 역사적 변동성들의 기초통계

	RV_K	RV_1	RV_3	RV_5	VKOS	KOVI	HV_K	HV_1	HV_3	HV_5
	200	Н	0M	M	PI	X	200	Н	0MIN	MIN
Mean	23.5	23.3	22.9	19.7	27.0	25.5	23.6	22.8	22.4	19.3
Med	20.9	21.0	20.3	17.4	24.1	22.7	20.9	20.5	19.8	17.0
Max	86.8	78.8	79.9	71.1	89.3	87.3	87.6	76.0	77.1	70.2
Min	7.8	8.9	9.2	8.2	14.2	11.3	7.1	8.8	9.0	8.0
Std	11.4	10.6	10.7	8.9	10.5	10.4	11.5	10.5	10.6	8.7
Skew	2.3	2.2	2.4	3.0	2.2	2.3	2.3	2.2	2.4	3.0
Kurt	11.3	10.0	11.2	15.5	9.6	10.7	11.1	10.1	11.3	15.5
Obs	1648	1526	1526	1532	1568	1548	1648	1531	1531	1533

<표 2> 실현변동성, 변동성지수, 역사적 변동성들간의 상관관계

	RV_K	RV_1	RV_3	RV_5	VKOS	KOVI	HV_K	HV_1	HV_3
	200	Н	0M	M	PI	X	200	Н	0MIN
RV_1	0.965								
Н	0.903								
$RV_3$	0.961	0.995							
0M	0.701	0.775							
RV_5	0.955	0.954	0.955						
M	0.755	0.754	0.755						
VKOS	0.706	0.734	0.743	0.746					
PI	0.700	0.754	0.743	0.740					
KOVI	0.717	0.749	0.759	0.759	0.993				
Χ	0.717	0.747	0.757	0.757	0.775				
HV_K	0.663	0.703	0.712	0.699	0.921	0.917			
200	0.003	0.703	0.712	0.077	0.721	0.717			
HV_1	0.695	0.729	0.738	0.726	0.935	0.933	0.962		
Н	0.055	0.7 2	0.750	0.720	0.755	0.755	0.702		
HV_3	0.694	0.725	0.733	0.722	0.936	0.933	0.955	0.995	
0MIN	0.054	0.723	0.733	0.722	0.930	0.933	0.900	0.773	
HV_5	0.625	0.665	0.672	0.672	0.010	0.010	0.050	0.051	0.052
MIN	0.635	0.665	0.672	0.672	0.919	0.910	0.950	0.951	0.952

표 3 실현변동성과 해외주식시장 변동성들간의 상관관계

	RV_K	RV_1	RV_3	RV_5	HV_K	VKOS	SNP_	UK_V	JP_V
	200	Н	0M	M	200	PI	VOL	OL	OL
RV_1	0.965								
Н	0.505								
RV_3	0.960	0.995							
0M	0.500	0.550							
RV_5	0.955	0.954	0.956						
M	0.700	0.501	0.500						
HV_K	0.671	0.712	0.722	0.708					
200	0.071	0.712	0.7 22	0.700					
VKOS	0.715	0.744	0.754	0.758	0.921				
PI	0.710	0.7 11	0.701	0.700	0.721				
SNP_	0.705	0.730	0.742	0.753	0.825	0.883			
VOL	0.703	0.750	0.742	0.755	0.823	0.883			
UK_V	0.724	0.758	0.770	0.743	0.830	0.861	0.942		
OL	0.724	0.756	0.770	0.743	0.630	0.001	0.942		
JP_V	0.612	0.651	0.671	0.672	0.927	0.924	0.970	0.050	
OL	0.612	0.651	0.671	0.672	0.837	0.824	0.870	0.858	
HSI_	0.620	0.606	0.700	0.671	0.702	0.705	0.966	0.071	0.007
VOL	0.638	0.696	0.709	0.671	0.792	0.795	0.866	0.871	0.887

주: 미국과 영국 주식시장의 변동성은 1일 지연(lag)시킨 값임

<표 4> 모든 변수들의 기초통계

	RV_ K20 0	RV 1	RV_3 0M	RV_5 M	VKO SPI	KOV IX	HV_ K200	VIX	SNP _VO L	UK_ VOL	NKE I_VO L	HSI_ VOL	CD_ VOL	TR3_ VOL	M3F _VO L	YR3F _VO L	F_D_ VOL	F_P D_V OL	F_Y N_V OL
Mean	23.5	5 23.3	22.9	19.7	27.0	25.5	23.6	20.1	17.2	16.9	22.2	22.1	6.4	18.0	87.2	39.5	8.1	12.4	13.1
Med	20.9	21.0	20.3	17.4	24.1	22.7	20.9	16.4	12.6	12.1	18.6	15.8	3.3	15.3	21.0	30.9	5.6	10.2	10.7
Max	86.8	3 78.8	79.9	71.1	89.3	87.3	87.6	80.9	87.7	79.6	118.0	113.6	78.1	58.6	1620. 4	158.1	69.4	67.6	83.2
Min	7.8	8.9	9.2	8.2	14.2	11.3	7.1	9.9	6.0	5.1	6.7	6.6	0.0	4.6	2.8	7.6	2.0	3.5	3.9
Std	11.4	10.6	10.7	8.9	10.5	10.4	11.5	11.3	13.5	12.1	14.0	16.0	10.3	10.8	238.3	29.6	8.9	8.5	9.7
Skew	2.3	2.2	2.4	3.0	2.2	2.3	2.3	2.3	2.8	2.4	3.4	2.7	4.1	1.4	4.6	1.5	3.9	3.4	4.0
Kurt	11.3	3 10.0	11.2	15.5	9.6	10.7	11.1	9.1	11.9	9.9	19.2	11.8	22.1	5.0	24.4	5.0	21.0	17.1	22.5
Obs	1648	8 1526	1526	1532	1568	1548	1648	1588	1644	1644	1648	1648	1648	1648	1644	1644	1648	1648	1648

주: 미국와 영국의 주식변동성변수와 금리변동성변수 등은 1일 지연(lag)시킨 값임

<표 5> 실현변동성들과 타국 주식시장의 변동성들간의 상관관계

	RV_K2 00	R V _ 1 H	RV_30 M	R V _ 5	HV_K 200	SNP_V OL	UK_V OL	NIKK EI_VO L
RV_1 H	0.965							
RV_30 M	0.960	0.995						
R V _ 5	0.955	0.954	0.956					
HV_K 200	0.671	0.712	0.722	0.708				
SNP_V OL	0.705	0.730	0.742	0.753	0.825			
UK_V OL	0.724	0.758	0.770	0.743	0.830	0.942		
NIKK EI_VO L	0.612	0.651	0.671	0.672	0.837	0.870	0.858	
HSI_V OL	0.638	0.696	0.709	0.671	0.792	0.866	0.871	0.887

주: 미국과 영국 주식시장의 변동성은 1일 지연(lag)시킨 값임

〈표 6〉 실현변동성과 환율변동성 및 이자율변동성들간의 상관관계

	RV_K200	RV_1H	RV_30M	RV_5M	VKOSPI	KOVIX	HV_K200
CD_VOL	0.235	0.216	0.213	0.229	0.492	0.449	0.386
TR3_VOL	0.434	0.420	0.427	0.463	0.601	0.580	0.518
M3F_VOL	0.661	0.647	0.653	0.706	0.621	0.616	0.552
YR3F_VOL	0.578	0.583	0.579	0.618	0.672	0.652	0.563
F_D_VOL	0.650	0.668	0.697	0.725	0.772	0.770	0.738
F_PD_VOL	0.637	0.650	0.673	0.707	0.793	0.783	0.748
F_YN_VOL	0.644	0.670	0.696	0.724	0.778	0.777	0.758

주: 미국의 금리변동성은 1일 지연(lag)시킨 값임; CD\_VOL: 3개월만기 CD금리의 변동성, TR3\_VOL: 3 년만기 국채금리의 변동성, M3F\_VOL: 3개월만기 미국채 금리의 변동성, YR3F\_VOL: 3년만기 미국채 금리의 변동성, F\_D\_VOL: 원/달러 환율의 변동성, F\_PD\_VOL: 원/파운드 환율의 변동성, F\_YN\_VOL: 원/엔 환율의 변동성

<표 7> 환율변동성들간의 상관관계

	F_D_VOL	F_PD_VOL	F_YN_VOL
F_PD_VOL	0.962		
F_YN_VOL	0.971	0.935	
F_HKD_VOL	1.000	0.961	0.971

주: F\_D\_VOL: 원/달러 환율의 변동성, F\_PD\_VOL: 원/파운드 환율의 변동성, F\_YN\_VOL: 원/엔 환율의 변동성

 $\alpha = 0$   $\beta = 1$ 

## <표 8> 추정결과

추정식은 다음과 같다:  $RV_t = \alpha + \beta Vol_t + t$ ,  $t \sim (0, \sigma)$ , 여기서,  $RV_t$ 는 t시점의 실현변동성으로서 다양하게 추정된 실현변동성이 종속변수로서 설정된다.  $Vol_t$ 는 t시점의 여러 가지 변동성지표들을 의미한다.

설명	독립	추정	초거가	ı 71	7h	조정	p1 (H0:	p2(H0:	
변수	변수	계수	추정값	t-값	p-값	$R^2$	$\alpha=0$ , $\beta=1$ )	$\beta=1$ )	
	RV K200	$\hat{\alpha}$	2.68	4.83	0.00	0.51	0.00	0.00	
	KV_K200	$\hat{eta}$	0.77	40.12	0.00	0.31	0.00	0.00	
	RV_1H	â	3.06	6.08	0.00	0.55	0.00	0.00	
VKOS	KV_III	$\hat{eta}$	0.75	43.09	0.00	0.55	0.00	0.00	
PI	RV_30M	$\hat{\alpha}$	2.15	4.30	0.00	0.56	0.00	0.00	
	K V _301VI	$\widehat{eta}$	0.77	44.32	0.00	0.36	0.00	0.00	
	RV_5M	$\hat{\alpha}$	2.37	5.85	0.00	0.58	0.00	0.00	
	KV_3WI	$\widehat{eta}$	0.64	45.97	0.00	0.38	0.00	0.00	
	RV K200	$\hat{\alpha}$	13.39	41.96	0.00	0.49	0.00	0.00	
	KV_K200	$\widehat{eta}$	0.58	40.03	0.00	0.49	0.00	0.00	
	RV_1H	$\hat{\alpha}$	13.59	45.94	0.00	0.53	0.00	0.00	
SNP_		$\hat{eta}$	0.57	41.79	0.00	0.33	0.00	0.00	
VOL	RV 30M	$\hat{\alpha}$	12.92	44.00	0.00	0.55	0.00	0.00	
	K V _301VI	$\widehat{eta}$	0.59	43.30	0.00	0.55	0.00	0.00	
	RV 5M	$\hat{\alpha}$	11.28	48.16	0.00	0.58	0.00	0.00	
	KV_3WI	$\widehat{eta}$	0.49	45.72	0.00	0.38	0.00	0.00	
	RV K200	$\hat{\alpha}$	12.09	36.45	0.00	0.52	0.00	0.00	
	KV_K200	$\widehat{eta}$	0.67	42.03	0.00	0.32	0.00	0.00	
	RV_1H	$\hat{\alpha}$	12.21	40.59	0.00	0.57	0.00	0.00	
UK_V	KV_III	$\widehat{eta}$	0.66	45.31	0.00	0.57	0.00	0.00	
OL	RV 30M	â	11.51	38.64	0.00	0.59	0.00	0.00	
	KV_SUIVI	ĵβ	0.68	47.05	0.00	0.59	0.00	0.00	
	DV EM	α	10.54	41.62	0.00	0.56	0.00	0.00	
	RV_5M	$\hat{eta}$	0.54	44.45	0.00	0.36	0.00		

주: p1:  $_{H0: \alpha=0 \text{ and } \beta=1}$ 에 대한 F-검정에 대한 p-값을 의미함. p2:  $_{H0: \beta=1}$ 에 대한 F-검정의 p값을 의미함.

<표 9> 역사적 변동성이 설명변수인 경우 추정결과 추정식은 다음과 같다:  $RV_t = \alpha + \beta HV_t + t$ ,  $t \sim (0, \sigma)$ , 여기서,  $RV_t$ 는 t시점의 실현 변동성,  $HV_t$ 는 t시점의 역사적 변동성을 의미한다.

종속변수	설명변수	추정계수	추정값	t-값	p-값	조정- R²
DV 1/200	С	$\hat{\alpha}$	7.96	16.67	0.00	0.44
RV_K200	HV_K200	$\hat{eta}$	0.66	36.14	0.00	0.44
DW 1LI	С	â	6.36	14.37	0.00	0.54
RV_1H	HV_1H	ĵβ	0.74	42.10	0.00	0.54
DV 20M	С	â	6.15	14.16	0.00	0.54
RV_30M	HV_30M	ĵβ	0.75	42.65	0.00	0.54
DV EM	С	â	6.29	15.65	0.00	0.47
RV_5M	HV_5M	β	0.70	36.59	0.00	0.47

주: HV\_K200은 KOSPI200 일별 주가수익률의 역사적 변동성, HV\_1H, HV\_30M, HV\_5M 등은 각각 KOSPI200의 1시간단위, 30분단위, 5분단위 주가수익률의 역사적 변동성을 의미함

<표 10> 국내 변동성 변수를 설명변수로 설정한 모형
추정식은 다음과 같다: RV<sub>t</sub>=α+β<sub>1</sub>σ<sup>t</sup><sub>t</sub>+β<sub>2</sub>VKOSPI+β<sub>3</sub>σ<sup>tP</sup><sub>t</sub>+β<sub>4</sub>σ<sup>P</sup><sub>t</sub>+ μ, 여기서 σ<sup>t</sup><sub>t</sub>는
역사적 변동성, σ<sup>tD</sup><sub>t</sub>는 3개월만기 국내 CD금리의 변동성, σ<sup>t</sup><sub>t</sub>는 원/달러 환율의 변동성을 나타낸다.

종속변수	설명변수	추정계수	t-값	p-값	조정- R²
	С	4.62	6.83	0.00	
	HV_K200	0.00	0.03	0.98	
RV_K200	VKOSPI	0.64	11.73	0.00	0.55
	CD_VOL	-0.17	-7.48	0.00	
	F_D_VOL	0.30	8.66	0.00	
	С	4.87	8.31	0.00	
	HV_1H	0.16	3.26	0.00	
RV_1H	VKOSPI	0.52	9.81	0.00	0.60
	CD_VOL	-0.19	-8.94	0.00	
	F_D_VOL	0.27	8.57	0.00	
	С	4.49	7.78	0.00	
	HV_30M	0.11	2.40	0.02	
RV_30M	VKOSPI	0.54	10.66	0.00	0.63
	CD_VOL	-0.21	-10.29	0.00	
	F_D_VOL	0.34	11.07	0.00	
	С	4.79	10.79	0.00	
	HV_5MIN	-0.27	-7.01	0.00	
RV_5M	VKOSPI	0.68	19.16	0.00	0.66
	CD_VOL	-0.17	-10.98	0.00	
	F_D_VOL	0.38	15.79	0.00	

<표 11> 해외 변동성 변수를 설명변수로 설정한 모형 추정식은 다음과 같다:  $RV_t = \alpha + \beta_1 \sigma_t^{NP} + \beta_2 \sigma_t^{YRSF} + \beta_3 \sigma_t^{HSI} + \iota$ , 여기서,  $\sigma_t^{NP}$ 는 미국의 S&P500의 변동성,  $\sigma_t^{YRSF}$ 는 3년만기 미국의 국채금리 변동성,  $\sigma_t^{HSI}$ 는 항셍지수의 변동성을 나타낸다.

종속변수	설명변수	추정계수	t-값	p-값	조정- R²
	С	12.72	35.90	0.00	
RV_K200	SNP_VOL	0.46	13.38	0.00	0.50
KV_K200	YR3F_VOL	0.03	3.18	0.00	0.30
	HSI_VOL	0.07	2.85	0.00	
	С	12.55	38.55	0.00	
DW 111	SNP_VOL	0.36	11.40	0.00	0.55
RV_1H	YR3F_VOL	0.03	2.75	0.01	0.33
	HSI_VOL	0.17	7.33	0.00	
	С	11.95	37.04	0.00	
RV_30M	SNP_VOL	0.38	12.33	0.00	0.57
KV_50lVl	YR3F_VOL	0.01	1.51	0.13	0.37
	HSI_VOL	0.18	7.83	0.00	
	С	10.75	41.15	0.00	
RV_5M	SNP_VOL	0.39	15.51	0.00	0.58
	YR3F_VOL	0.03	3.85	0.00	0.36
	HSI_VOL	0.05	2.61	0.01	

<표 12> 국내 및 해외 변동성지표들을 설명변수로 사용한 모형
추정식은 다음과 같다: RV<sub>t</sub>=α+β<sub>1</sub> VKOSPI+β<sub>2</sub>σ<sub>t</sub><sup>CD</sup>+β<sub>3</sub>σ<sub>t</sub><sup>D</sup>+β<sub>4</sub>σ<sub>t</sub><sup>YREF</sup>+e<sub>t</sub>, 여기서, σ<sub>t</sub><sup>CD</sup>는
3개월만기 국내 CD금리의 변동성, σ<sub>t</sub><sup>D</sup>는 원/달러 환율의 변동성, σ<sub>t</sub><sup>YREF</sup>는 3년만
기 미국의 국채금리 변동성 등을 나타낸다.

종속변수	설명변수	추정계수	t-값	p-값	조정- R²
	С	4.60	7.21	0.00	
	VKOSPI	0.58	17.78	0.00	
RV_K200	CD_VOL	-0.19	-8.90	0.00	0.56
	F_D_VOL	0.23	6.67	0.00	
	YR3F_VOL	0.06	7.06	0.00	
	С	4.54	8.07	0.00	
	VKOSPI	0.60	20.92	0.00	
RV_1H	CD_VOL	-0.23	-11.33	0.00	0.61
	F_D_VOL	0.23	7.30	0.00	
	YR3F_VOL	0.06	6.91	0.00	
	С	4.20	7.61	0.00	
	VKOSPI	0.60	21.10	0.00	
RV_30M	CD_VOL	-0.24	-11.96	0.00	0.64
	F_D_VOL	0.31	10.01	0.00	
	YR3F_VOL	0.04	5.66	0.00	
	С	4.93	11.35	0.00	
DV TM	VKOSPI	0.42	19.01	0.00	
RV_5M	CD_VOL	-0.18	-11.58	0.00	0.67
	F_D_VOL	0.30	12.48	0.00	
	YR3F_VOL	0.05	8.40	0.00	